برآورد اجراء (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی برخی صفات مرتبط با رشد در گوسفند نژاد بلوچی با در نظر گرفتن اثر ژن‌های وابسته به جنس

فاطمه بحری بیناباج[۱]، سید همایون فرهنگ‌فر[۲]و محمدرضا شیخلو[۳*]

۱) استادیار، بخش علوم دامی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، مشهد، ایران.
۲) استاد تمام، گروه علوم دامی، دانشکده علوم کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه بیرجند، بیرجند، ایران.
۳) دانشیار، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی اهر، دانشگاه تبریز، اهر، ایران.

*ایمیل نویسنده مسئول: fatemebahri_b@yahoo.com

شماره صفحات
۱۷-۳۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۱ تاریخ پذیرش:۱۴۰۲/۰۱/۲۱

چکیده

در این مطالعه، از داده‌های شجره و وزن مربوط به ۱۳۶۳۳ بره نژاد بلوچی حاصل آمیزش ۳۰۸ قوچ و ۳۷۴۷ میش که در مرکز اصلاح‌نژاد دام شمال‌شرق کشور طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ ثبت شده بود، استفاده گردید. شش مدل حیوانی شامل اثرات ثابت (سال تولد، ماه تولد، نوع تولد، جنس بره و سن میش) و ترکیب‌های متفاوتی از اثرات تصادفی به کار رفت. بررسی اثر سازه‌های غیر ژنتیکی مؤثر بر صفات با رویه GLM نرم‌افزار SAS و برآورد اجزاء (کو)واریانس با نرم‌افزار Wombat انجام شد. تمام اثرات ثابت بر صفات اثر معنی‌دار داشتند (P<0.001). مدلی که شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم آتوزومی، ژنتیک افزایشی کروموزوم وابسته به جنس، اثر افزایشی مستقیم مادر بود و بین اثر افزایشی مستقیم و اثر ژنتیک مادری کوواریانس وجود داشت، به عنوان بهترین مدل برای انجام تجزیه و تحلیل ژنتیکی برای تمام وزن‌ها انتخاب و استفاده شد. برای صفات وزن تولد، سه ماهگی، شش ماهگی، نه ماهگی و یک‌سالگی وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۳۴، ۰/۴۱، ۰/۴۹ و ۰/۵۶، وراثت‌پذیری مستقیم وابسته به جنس به ترتیب ۰/۰۰۴، ۰، ۰، ۰/۰۰۷ و ۰/۰۰۵ و وراثت‌پذیری مادری به ترتیب ۰/۳۴، ۰/۳۸، ۰/۳۲، ۰/۳۲ و ۰/۳۶ برآورد شد. ژن‌های وابسته به جنس، اثرگذاری ناچیز و نزدیک به صفر بر وزن بدن در سنین آغازین و اثرگذاری قابل توجه‌تری بر وزن‌های بدن در سن‌های بالاتر دارند. پیشنهاد می‌شود برای تجزیه ژنتیکی صفات رشد، مدل حیوانی به کار برده شود که قادر به جداسازی واریانس ژنتیکی افزایشی کل به سه جزء اتوزومال، وابسته به جنس و مادری باشد تا بتواند در انتخاب ژنتیکی به‌طور مؤثرتری عمل کند.

کلمات کلیدی: اثر مادری، پیشرفت ژنتیکی، وزن زنده، کروموزم جنسی و گوسفند.

مقدمه

فرآورده‌های دامی به ویژه پروتئین‌های حیوانی در زندگی روزمره انسان دارای نقش اساسی هستند. در ایران گوشت گوسفند به عنوان یکی از منابع شاخص تأمین پروتئین حیوانی نسبت به گوشت گاو و بز بازار مصرف بیشتری دارد. با توجه به محدودیت منابع غذایی دام، منطقی‌ترین راه افزایش تولیدات آن‌ها افزایش راندمان تولید در هر واحد دامی است. جهت دستیابی به حداکثر بازدهی تولید گوشت، صفات رشد اغلب به عنوان یک معیار مناسب برای انتخاب از طرف پژوهش‌گران پیشنهاد شده است (Hossein-Zadeh & Ardalan, 2010). عوامل غیرژنتیکی (مانند گله، سال و فصل زایش، جنس بره، نوع تولد بره و سن میش) و ژنتیکی بر صفات رشد اثر دارند، لذا بهبودهای ژنتیکی و محیطی فرصتی را برای افزایش تولید از منابع حیوانی موجود فراهم می‌کند.

موفقیّت در برنامه‌های اصلاح‌نژادی، به برآورد دقیق اجزاء (کو) واریانس، پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی قابل اعتماد برای افزایش دقت در انتخاب، پیش‌بینی پاسخ مورد انتظار از برنامه‌های انتخاب و به کارگیری روش مناسب انتخاب برای صفات مهم اقتصادی بستگی دارد (Mrode, 2014). صحّت تخمین این پارامترها، نیازمند داده‌های زیاد، انتخاب روش صحیح آنالیز ژنتیکی و استفاده از مدل آماری مناسب با در نظر گرفتن همه‌ی اثرات بالقوّه‌ی مؤثر بر صفات می‌باشد. در حال حاضر، به‌منظور تخمین اجزای واریانس، برآورد وراثت‌پذیری مادری، اثر محیطی دائمی مادر و همبستگی ژنتیکی اثر افزایشی مستقیم و مادری صفات اقتصادی، تنها مدل‌های حیوانی با وراثت آتوزومی برای آنالیز استفاده می‌شوند (Di *et al*., 2011). در روش‌های ارزیابی ژنتیکی حیوانات، فرض بر این بوده است که واریانس ژنتیکی افزایشی، تحت تأثیر کروموزوم‌های آتوزومی بوده و اثر کروموزوم‌های وابسته به جنس نادیده گرفته شده است؛ اگرچه روش بهترین پیش‌بینی نااریب خطی، قادر است که علاوه بر کروموزوم‌های آتوزومی، اثر کروموزوم‌های جنسی را در مدل برآورد کند (Fernando and Grossman, 1990). در اغلب مطالعاتی که روی صفات رشد بره‌ها انجام شده است، وراثت‌پذیری کروموزوم آتوزومی و کروموزوم جنسی از یکدیگر، تفکیک نشده‌اند. از طرفی، تغییرات ژنتیکی کروموزوم‌های وابسته به جنس، ممکن است منجر به بیش برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی کروموزوم‌های آتوزومی شود و یا با واریانس باقی‌مانده ادغام شود؛ که هر دو حالت نامطلوب می‌باشد (Husby *et al*., 2012).

نژاد بلوچی با حدود ۸ میلیون رأس، ۲۹ درصد جمعیّت گوسفندان کشور و ۶۵ درصد جمعیّت گوسفندان استان خراسان را تشکیل می‌دهد. از آن جا که این نژاد نقش مهمی در تأمین گوشت گوسفندی مورد نیاز کشور دارد، برآورد دقیق و صحیح پارامترهای ژنتیکی و ارزش‌های اصلاحی برای اجرای برنامه‌های اصلاح‌نژادی و داشتن پیشرفت ژنتیکی قابل قبول در این نژاد، ضروری است (Gholizadeh and Ghafouri-Kesbi, 2015). لذا هدف از این مطالعه، برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد برای اثرات ژنتیکی کروموزوم‌های آتوزومی، جنسی و اثر مادری در گوسفند نژاد بلوچی بود.

مواد و روش‌ها

برای انجام این پژوهش از داده‌های شجره و وزن‌کشی گوسفندان نژاد بلوچی که طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ در مرکز اصلاح نژاد دام شمال شرق کشور ثبت شده است استفاده شد. برای ویرایش داده‌ها و ایجاد بانک اطّلاعاتی مورد نیاز جهت تجزیه و تحلیل، از نرم افزار Excel استفاده گردید. اطّلاعات شامل شماره بره، شماره پدر و مادر، سال تولّد، ماه تولّد، جنس برّه، تیپ تولّد (یک یا دو قلو)، سن مادر و رکورد صفات رشد (وزن تولّد، سه، شش و نه ماهگی و یک‌سالگی) برای هر بره بود. ابتدا اثر سازه‌های غیر ژنتیکی مؤثر بر صفات رشد مورد بررسی به کمک رویه GLM نرم‌افزار SAS (SAS, 2009) و مدل (۱) تعیین شد. در این مدل میانگین حداقل مربعات سطوح عامل‌های مختلف مورد بررسی با روش LSD (حداقل تفاوت معنی‌دار) مورد مقایسه قرار گرفتند.

مدل ۱ $$y_{ijklmn}=\mu+by_i+bm_j+sex_k+bt_l+dage_{ijklm}+e_{ijklmn}$$

y_{ijklmn} صفت رشد مورد نظر، μ میانگین، by_i سال تولّد (۳۲ سال)، bm_j ماه تولّد (دی، بهمن و اسفند ماه)، sex_k جنسیت برّه (نر و ماده)، bt_l تیپ تولّد (یک قلو و دو قلو)، $dage_{ijklm}$ سن میش در زمان زایش (دو تا بیشتر از هفت سال) و e_{ijklm} اثر خطا.

برای برآورد اجزاء (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد روش حداکثر درستنمایی محدود شده و نرم‌افزار Wombat (Meyer, 2007) با معیار همگرایی 10^{-8} برای توقف تکرارها، به کار رفت. رکوردها با شش مدل تک صفته شامل ترکیب‌های متفاوتی از اثر ژنتیک افزایشی آتوزومال، ژنتیک افزایشی وابسته به جنس و اثرات مادری (افزایشی مادری و محیط دائم مادر) به صورت مدل‌های (۲) تا (۷) آنالیز شدند. برای برازش اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم وابسته به جنس، در فایل شجره، علاوه بر شماره‌های دام، پدر و مادر ستون دیگری اضافه شد که در آن تعداد کروموزم‌های X هر فرد (عدد یک برای نر و عدد دو برای ماده‌ها) قرار داشت. از این ستون برای تشکیل ساختار واریانس- کوواریانس اثر ژنتیکی وابسته به کروموزوم X استفاده شد (Meyer, 2007).

مدل ۲ $$y = Xb + Z_1a + Z_1s + e$$

مدل ۳ $$y = Xb + Z_1a + Z_1s + Z_2pe + e$$

مدل ۴ $$y = Xb + Z_1a + Z_1s + Z_3m + e \quad cov(a.m) = 0$$

مدل ۵ $$y = Xb + Z_1a + Z_1s + Z_3m + e \quad cov(a.m) \neq 0$$

مدل۶ $$y = Xb + Z_1a + Z_1s + Z_2pe + Z_3m + e \quad cov(a.m) = 0$$

مدل ۷ $$y = Xb + Z_1a + Z_1s + Z_2pe + Z_3m + e \quad cov(a,m) = A\sigma_{am}$$

که y بردار مشاهدات مربوط به وزن در سنین مختلف، b، a، s، m، pe و e به ترتیب بردارهای اثرات ثابت، ژنتیک افزایشی آتوزومال (یعنی اثرات ژنتیک افزایشی مربوط به ژن‌هایی که روی کروموزوم آتوزوم قرار گرفته‌اند)، ژنتیک افزایشی مربوط به جنس (یعنی اثرات ژنتیک افزایشی مربوط به ژن‌هایی که روی کروموزوم جنسی X قرار دارند)، اثرات ژنتیک افزایشی مادری، اثرات محیط دائمی مادری و اثرات باقیمانده و X، Z_1، Z_2، و Z_3 ماتریس‌های طرح هستند. فرضیات زیر در مورد واریانس‌ها در نظر گرفته شد:

$$V(a) = A\sigma_a^2. \quad V(s) = s\sigma_F^2. \quad V(m) = A\sigma_m^2. \quad V(c) = I_d\sigma_{pe}^2. \quad V(e) = I_n\sigma_e^2$$

که A و S به ترتیب برابر ماتریس‌های خویشاوندی برای لوکوس‌های کروموزوم آتوزومی و لوکوس‌های وابسته به جنس، I_d و I_n به ترتیب ماتریس‌های یکه برای مادرها و مشاهدات، σ_a^2، σ_F^2، σ_m^2، σ_{pe}^2، σ_e^2 به ترتیب واریانس ژنتیک افزایشی برای کروموزوم آتوزومی، واریانس ژنتیک افزایشی برای کروموزوم جنسی، واریانس ژنتیکی مادری، واریانس محیط دائمی مادری و واریانس باقیمانده می‌باشند. از تقسیم مؤلفه‌های (کو)واریانس بر واریانس فنوتیپی، وراثت‌پذیری‌های مستقیم آتوزومی، وابسته به جنس، مادری برای هر صفت برآورد گردید.

برای انتخاب بهترین مدل از معیار اطلاعات آکائیک (AIC) استفاده شد. وجود 2P در این معیار باعث جلوگیری از انتخاب مدل‌هایی با تعداد پارامتر زیاد می‌شود. معیار AIC برای مقایسه مدل‌هایی که اثرات ثابت مشابه اما ساختار واریانس متفاوت دارند می تواند مورد استفاده قرار گیرد (Boligon *et al.*, 2011). این معیار به صورت رابطه (۸) محاسبه می‌شود.

$$AIC_i = -2LogL_i + 2P_i \qquad \text{رابطه ۸}$$

که P_i تعداد پارامترهای مدل برازش داده شده و $LogL_i$ لگاریتم حداکثر درستنمایی می‌باشد و در نهایت مدلی که دارای کمترین مقدار AIC باشد به عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود.

نتایج و بحث

آمار توصیفی صفات رشد

در جدول (۱) آمار توصیفی صفات وزن تولّد، سه ماهگی، شش ماهگی و نه ماهگی و یک‌سالگی آورده شده است. با افزایش سن، تعداد داده‌های وزن بدن کاهش یافت. این کاهش به‌دلیل مرگ‌ومیر و یا فروش بره‌ها می‌باشد. با توجه به مقدار برآورد شده ضریب تغییرات فنوتیپی برای صفات رشد در سنین مختلف در بره‌ها می‌توان گفت که تنوع بالایی بین حیوانات در صفات رشد مشاهده می‌شود. از آنجایی‌که این صفات به‌میزان زیادی تحت تأثیر اثرات غیرژنتیکی هستند لذا برای بهبود این صفات در مرحله اول باید عوامل غیرژنتیکی مؤثر بر آنها شناسایی شده و بر آن اساس شرایط نگهداری و مدیریت گله را تنظیم نمود. همچنین اگر زمینه ژنتیکی قوی پشت این تنوع فنوتیپی باشد، شانس بهبود ژنتیکی راندمان بیولوژیکی جمعیت بالا می‌رود.

جدول ۱) آمار توصیفی صفات رشد در گله بلوچی
Table 1. Descriptive statistics of growth trait in Baluchi herd

وزن	تعداد	میانگین±انحراف معیار	کمینه	بیشینه	واریانس فنوتیپی	ضریب تغییرات	تعداد نر	تعداد ماده
Weight	Number	Mean±SD	Min	Max	Phenotypic variance	Coefficient of Variation	Number of males	Number of females
Birth	12809	4.2 ± 0.74	2	6	0.5	17.82	6472	6337
3 month	11580	21.29 ± 5.28	6	38	27.8	24.81	5841	5739
6 month	9094	30.49 ±6.01	114	48	33.7	19.73	4562	4532
9 month	8220	33.51 ± 6.26	15	57	34.9	18.7	4087	4133
yearling	7660	38.44 ± 7.55	17	61	46.3	19.64	3724	3936

اثر عوامل غیر ژنتیکی بر صفات رشد

جدول (۲) چگونگی اثر عوامل غیرژنتیکی سال تولد، ماه تولد، جنس بره، نوع تولد و سن مادر در هنگام تولد بره را بر صفات رشد مورد بررسی نشان می‌دهد. سال تولد بر تمام صفات مورد بررسی اثر معنی‌دار داشت ($P<0.001$). به طور کلی سال تولد اثر خود بر وزن بدن را به صورت تغییر در کیفیت و کمیّت تغذیه، نوسانات دمای هوا و بارندگی سالیانه، مدیریت و بهداشت گله و بیماری‌های واگیر بین سال‌ها و فصل‌های مختلف نشان می‌دهند. اثر معنی‌دار سال تولد بر صفات رشد نژادهای مختلف در تحقیقات متفاوتی گزارش شده است (Lalit *et al*., 2016; Mohammadi and Latifi, 2020; Simeonov *et al*., 2015). در گله مورد مطالعه اکثر بره‌ها در فصل زمستان یعنی سه ماه دی، بهمن و اسفند به دنیا آمده‌اند و اثر ماه تولد بر وزن بره‌ها در تمام سنین مورد بررسی معنی‌دار بود ($P<0.001$) که مشابه نتایج در نژادهای مهربان، کرمانی و لری‌بختیاری نیز مشاهده شده است (Latifi, 2017; Kargar Borzi, 2018; Maraveni *et al*., 2018). در هر سن، میانگین وزن بره‌هایی که در ابتدای فصل زایش، یعنی دی ماه، به دنیا آمده بودند بیشتر از دو ماه دیگر بود و هرچه تولد بره‌ها به انتهای فصل زایش نزدیک‌تر بود، میانگین وزن آن‌ها کمتر بود ($P<0.05$). محققین عنوان نمودند که جفتگیری میش‌هایی که از نظر وضعیت بدنی ضعیف هستند در آخر فصل جفت‌گیری باعث تولد بره‌های ضعیف می‌شود. این میش‌ها هنگام زایمان نیز ضعیف هستند و کیفیت رفتارهای مادرانه در آن‌ها نامطلوب است و زمان کمتری را به لیسیدن بره بدو تولد می‌گذرانند و رابطه بین آن‌ها و بره‌شان ضعیف است تا جایی که مشاهده شده است که بره‌های میش‌هایی که دچار سوء تغذیه هستند از آنها می‌گریزند (Dwyer, 2008). سوء تغذیه میش در اواخر آبستنی باعث عدم توسعه مناسب سیستم پستانی و کمبود وزن آن‌ها می‌شود که نتیجه آن تولید کمتر آغوز و شیر و در نتیجه بروز کمبودهای تغذیه‌ای و کاهش وزن بره می‌باشد (Charismiadou *et al*., 2000; Hatcher et al., 2010).

جدول ۲ میانگین حداقل مربعات (se) صفات رشد بره‌های بلوچی از تولد تا یک‌سالگی برای سطوح متفاوت اثرات غیر ژنتیکی

Table 2. Least square menas (±se) of growth traits of Baluchi lambs from birth to yearling age at different levels of non-genetic effects

اثر effect		وزن تولد Birth weight	وزن سه ماهگی 3 month weight	وزن شش ماهگی 6 month weight	وزن نه ماهگی 9 month weight	وزن یک‌سالگی Yearling weight
میانگین کل (mean)		4.2 ± 0.74	21.29 ±5.28	30.49 ± 6.01	33.51±6.26	38.44 ±7.55
سال تولد (Birth year)		**	**	**	**	**
جنس بره (Sex of lamb)		**	**	**	**	**
	نر (Male)	4.3 ± 0.02^{a}	22.16 ± 0.15^{a}	32.07 ± 0.1^{a}	35 ± 0.1^{a}	41.01 ± 0.1^{a}
	ماده (Female)	4.07 ± 0.02^{b}	20.39 ± 0.15^{b}	28.9 ± 0.1^{b}	32.02 ± 0.1^{b}	36.01 ± 0.1^{b}
نوع تولد (Birth type)		**	**	**	**	**
	یک قلو (Single)	4.5 ± 0.02^{a}	23.02 ± 0.15^{a}	31.98 ± 0.1^{a}	34.57 ± 0.1^{a}	39.32 ± 0.1^{a}
	دوقلو (Twin)	3.7 ± 0.02^{b}	19.02 ± 0.15^{b}	28.3 ± 0.1^{b}	31.88 ± 0.1^{b}	37.1 ± 0.1^{b}
ماه تولد (Birth month)		**	**	**	**	**
	دی (January)	4.2 ± 0.02^{ns}	22.72 ± 0.19^{a}	33.36 ± 0.1^{a}	35.84 ± 0.1^{a}	40.29 ± 0.2^{a}
	بهمن (February)	4.19 ± 0.02^{ns}	21.61 ± 0.14^{b}	30.49 ± 0.08^{b}	33.38 ± 0.1^{b}	38.32 ± 0.1^{b}
	اسفند (March)	4.19 ± 0.02^{ns}	18.7 ± 0.16^{c}	27.95 ± 0.14^{c}	32.1 ± 0.1^{c}	37.36 ± 0.1^{c}
سن میش (Dam age)		**	**	**	**	**
	دو (two)	4.05 ± 0.02^{b}	21.2 ± 0.16^{bc}	30.3 ± 0.1^{bc}	33.55 ± 0.1^{b}	38.18 ± 0.1^{b}
	سه (three)	4.24 ± 0.02^{a}	21.6 ± 0.15^{a}	30.81 ± 0.1^{a}	33.67 ± 0.1^{b}	38.55 ± 0.1^{b}
	چهار (four)	4.25 ± 0.02^{a}	21.34 ± 0.16^{ab}	30.65 ± 0.1^{ab}	33.35 ± 0.1^{b}	38.42 ± 0.1^{b}
	پنج (five)	4.26 ± 0.02^{a}	20.92 ± 0.16^{c}	30.18 ± 0.1^{c}	33.27 ± 0.1^{b}	38.12 ± 0.1^{b}
	شش (six)	4.23 ± 0.02^{a}	21.11 ± 0.19^{bc}	30.08 ± 0.1^{c}	33.33 ± 0.2^{b}	38.48 ± 0.2^{b}
	هفت و بالاتر (seven and more)	4.27 ± 0.03^{a}	21.3 ± 0.22^{ab}	30.72 ± 0.1^{a}	34.17 ± 0.2^{a}	40.28 ± 0.2^{a}

ns ، * و ** به ترتیب غیر معنی‌دار، معنی‌دار در سطح احتمال ۵ درصد و ۱ درصد.

میانگین‌هایی که با حروف متفاوت (a-c) مشخص شده‌اند با یکدیگر تفاوت معنی‌دار دارند (P<۰/۰۵)

ns non-significant, * significant at 5%, ** significant at 1%;

Means with different superscripts (a-c) are significantly different (P≤0.05) from each other

در تمام سنین جنسیت بره بر میزان وزن اثر معنی‌دار آماری داشت ($P<0.001$) به‌طوری که میانگین حداقل مربعات وزن بره‌های نر همواره از بره‌های ماده بیشتر بود ($P<0.05$). سایر محققین در نژادهای دیگر نیز به نتیجه‌ی مشابهی دست یافته‌اند (Gholizadeh and Ghafouri-Kesbi, 2015; Lalit *et al*., 2016). در تمام این پژوهش‌ها وزن بره‌های نر در تمام سنین بیشتر از بره‌های ماده بود و با افزایش سن نیز افزایش یافت. دلیل این روند را نمو درون رحم، تفاوت سیستم غدد درون ریز در جنس نر و ماده، وجود کروموزوم Y در جنس نر و همچنین وراثت وابسته به جنس عنوان شده است. استروئیدها (تستوسترون و استروژن) بر صفات رشد در نرها و ماده‌ها تأثیر می‌گذارند. تستوسترون به مقادیر زیاد در نرها تولید شده و از طریق تأثیر بر سنتز پروتئین باعث افزایش رشد عضلات می‌شود و استروژن تولید شده در جنس ماده منجر به محدود شدن رشد استخوان‌های بلند و در نتیجه کاهش اندازه بدن می‌شود (Ghafouri-Kesbi & Notter, 2016).

اثر یک قلو یا دوقلو بودن بره‌ها بر وزن آن‌ها از تولد تا یک‌سالگی از نظر آماری معنادار بود ($P<0.001$) و میانگین وزن تک قلوها در سنین مختلف بالاتر از میانگین وزن دوقلوها بود ($P<0.05$). اثر معنی‌دار تیپ تولد بر صفات رشد در نژادهای مختلف گوسفند گزارش شده است (Maraveni *et al*., 2018; Mohammadi and Latifi, 2020; Simeonov *et al*., 2015). در رحم میش، تک قلوها نسبت به دوقلوها و سه قلوها شرایط مساعدتری برای رشد دارند و مواد مغذی بیشتری دریافت می‌کنند (Gamasaee *et al*., 2010). محدودیت فضای رحم به ویژه در میش‌های جوان و رقابت بین دوقلوها برای خوردن شیر یا سوء تغذیه میش در دوران بارداری اثر نامطلوب بر صفات وزن بدن به ویژه در قبل از شیرگیری دارند (Ghafouri-Kesbi & Notter, 2016; Jafaroghli *et al*., 2010; Mohammadi *et al*., 2012). افزون بر آن، اثرات مادری مؤثر بر وزن بره‌ها در چند قلوها دچار اختلال می‌شود چون میش ممکن است برای رسیدگی به همه بره‌ها با کمبود زمان مواجه شود (Ahmed *et al*., 2010). نتایج این تحقیق نشان داد که سن میش‌ها در زمان زایش بر وزن بره‌ها نه تنها در زمان تولد بلکه تا یک‌سالگی از نظر آماری معنی‌دار بود ($P<0.001$). بره‌های متولدشده از مادران دو ساله وزن کمتری نسبت به سایر سنین داشتند ($P<0.05$) و از دو سالگی به بعد از نظر وزن تولد، تفاوتی بین سن‌های مختلف میش مشاهده نشد. بره‌های متولد شده از میش‌های هفت ساله و بالاتر وزن نه ماهگی و یک‌سالگی بالاتری نسبت به سایر سنین داشتند ($P<0.05$). اثر معنی‌دار سن میش در زمان بره‌زایی بر صفات رشد بره در نژادهای مختلف گوسفند مشاهده شده است (Gholizadeh and Ghafouri-Kesbi, 2015; Rashidi *et al*., 2008). با افزایش سن میش، اندازه بدن آن نیز بزرگ شده و به بلوغ جسمی می‌رسد و همچنین ظرفیت رحمی نیز افزایش می‌یابد. از طرفی تولید شیر در نژادهای مختلف در سنین چهار تا شش سالگی به بیشترین حد خود می‌رسد، بنابراین بره‌های این میش‌ها به دلیل تغذیه کافی، افزایش وزن روزانه از تولد تا از شیرگیری بیشتری در مقایسه با بره‌های متولد شده از مادران دو ساله دارند (Maraveni *et al*., 2018). بالا رفتن سن میش بر توانایی پرستاری و رفتار مادری بهتر میش در سنین مختلف نیز اثر مثبت دارد.

مقایسه و انتخاب بهترین مدل

همان‌طور که در جدول (۳) مشخص شده است مدل شماره ۴، یعنی مدلی که علاوه بر اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم آتوزومال و ژنتیک افزایشی کروموزوم وابسته به جنس دارای اثر افزایشی مستقیم مادر می‌باشد و بین اثر افزایشی مستقیم و اثر ژنتیک مادری کوواریانس وجود دارد، در تمام وزن‌ها دارای کوچکترین AIC بود و به عنوان بهترین مدل برای انجام تجزیه و تحلیل ژنتیکی استفاده شد. مدل ۶ که علاوه بر اثرات داخل مدل ۴، اثر محیط مادری را نیز شامل می‌شود از نظر مقدار معیار AIC بعد از مدل ۴ قرار دارد و شاید بتوان این مدل را نیز به عنوان بهترین مدل توصیه نمود. به طور کلی نتایج نشان داد که با افزودن اثرات محیط مادری یا اثر ژنتیک مادری به مدل، مقادیر AIC در مقایسه با مدلی که فقط شامل اثر ژنتیک افزایشی آتوزومال و ژنتیک وابسته به جنس بود، کاهش پیدا کرد. مشابه این نتایج توسط برخی دیگر از محققین نیز گزارش شده است (Jafaroghli *et al*., 2010; Boujenane and Diallo, 2017). در گوسفند نژاد زندی برای تعیین بهترین مدل جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی و اثرات وابسته به جنس از مدل‌های مشابه تحقیق حاضر استفاده شد و مشخص گردید که برای صفت وزن تولد، سه ماهگی، شش ماهگی، نه ماهگی و یک‌سالگی به ترتیب مدل‌های شش، دو، سه، یک و سه بهتر از سایر مدل‌ها بودند (Mohammadi and Latifi, 2020). در مطالعه‌ای دیگر برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند نژاد مهربان با روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) تحت ۶ مدل حیوانی مختلف انجام شد. بهترین مدل بر اساس معیار AIC برای وزن تولد شامل اثرات ژنتیکی افزایشی آتوزومی، ژنتیکی افزایشی وابسته به جنس، ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی دائمی مادری و کواریانس ژنتیکی افزایشی آتوزومی و مادری بود. همچنین، بهترین مدل برای وزن سه ماهگی و وزن شش ماهگی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی آتوزومی و اثرات ژنتیکی افزایشی کروموزم وابسته به جنس بود (Latifi *et al*., 2017).

جدول ۳- مقادیر AIC مدل‌های مختلف برای صفات وزن مورد مطالعه

Table 3. AIC values of different models used for analysis of weight traits

یک‌سالگی Yearling weight	نه ماهگی 9 month weight	شش ماهگی 6 month weight	سه ماهگی 3 month weight	تولد Birth weight	مدل model
36474.01	36707.59	40232.29	489670.74	4123.52	1
36150.62	36433	39979.97	48540.37	3382.902	2
36150.62	36433	39979.97	48540.37	3382.902	3
35843.62	**36235.92**	**39858.88**	**48379.26**	**3374.67**	4
36152.62	36435	39981.97	48542.37	3384.902	5
35845.62	36237.92	39860.88	48381.26	3376.67	6

بهترین مدل به‌صورت توپر نشان داده شده است.

Best model for each trait is in bold font.

برآورد پارامترهای ژنتیکی

مقادیر برآورد شده اجزاء واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات مورد بررسی به کمک مناسب‌ترین مدل، در جدول (۴) آورده شده است. صفت وزن تولد کوچکترین (۰/۰۹۵) مقدار واریانس ژنتیک افزایشی آتوزومال را داشت. وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی وزن تولد ۰/۱۶ برآورد شد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی وزن تولد در نژادهای گوسفند کرمانی، ایران بلک و مغانی به ترتیب ۰/۰۵، ۰/۰۴ و ۰/۰۷ (Kargar Borzi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018; Jafaroghli *et al*., 2010) در نژادهای افشاری، لری‌بختیاری، ماکویی به ترتیب ۰/۲۳، ۰/۲۲، ۰/۳۵ و ۰/۲۹ (Eskandarinasab *et al*., 2010; Ghafouri-Kesbi and Abbasi, 2019; Maraveni *et al*., 2018) گزارش شده است که از برآوردهای تحقیق حاضر کمتر و یا بیشتر است. در نژاد گوسفند ماکویی (۰/۱۸) و بز مزخز (۰/۱۹) برآورد این پارامتر ژنتیکی شبیه تحقیق ما بوده است (Latifi *et al*., 2017; Zamani and Almasi, 2016). وراثت‌پذیری ژنتیک مادری در این صفت ۰/۳۴ برآورد شد. در پژوهش‌های مشابه که اثر کروموزم جنسی نیز داخل مدل‌ها قرار داشت مقدار وراثت‌پذیری مادری وزن تولد بین ۰/۰۹ تا ۰/۱۵ در نژاد زندی، ۰/۲ در نژاد لری‌بختیاری، ۰/۰۱ در نژاد مهربان، ۰/۴۲ در نژاد ایران بلک و ۰/۲۳ در نژاد کرمانی گزارش شده است (Maraveni *et al*., 2018; Mohammadi and Latifi, 2020; Latifi, 2017; Mohammadi *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018). وراثت‌پذیری کروموزوم وابسته به جنس برای وزن تولد ۰/۰۰۴ به دست آمد. بطور کلی در تحقیقات مشابه مقدار این پارامتر همواره کمتر از ۰/۱ بوده است. به عنوان مثال برای نژادهای زندی، لری‌بختیاری، مهربان، ماکویی و کرمانی مقدار این پارامتر به ترتیب ۰/۰۱ تا ۰/۰۳، ۰/۰۱، ۰/۰۳، ۰/۰۷ و ۰/۰۳ گزارش شده است که همگی بیشتر از نتیجه تحقیق ما هستند (Mohammadi and Latifi, 2020; Maraveni *et al*., 2018; Latifi, 2018; Kargar Borzi, 2018) تنها در نژاد ایران‌بلک مقدار صفر به دست آمده است (Mohammadi *et al*., 2018).

واریانس ژنتیکی آتوزومی، وابسته به جنس و مادری در صفت وزن سه ماهگی به ترتیب ۹/۷۱، ۰/۰۰۱، ۱۰/۵۹ و وراثت‌پذیری‌های متناظر به ترتیب ۰/۳۴، ۰/۰۰ و ۰/۳۸ برآورد شد. برآورد وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی در این تحقیق بیشتر از نتایج گزارش شده برای نژادهای زندی (۰/۱۹)، لری‌بختیاری (۰/۰۸)، ماکویی (۰/۲۱) و ایران‌بلک (۰/۱۱) بود (Mohammadi and Latifi, 2020; Ghafouri-Kesbi and Abbasi, 2019; Maraveni *et al*., 2018; Mohammadi et al., 2018). در برخی از پژوهش‌هایی که اثر کروموزوم وابسته به جنس بر صفات رشد بررسی شد میزان وراثت‌پذیری این اثر در سن سه ماهگی مشابه تحقیق حاضر معادل صفر برآورد گردید (Mohammadi and Latifi, 2020; Ghafouri-Kesbi and Abbasi, 2019; Maraveni *et al*., 2018; Latifi *et al*., 2017; Mohammadi *et al*., 2018) و در برخی دیگر ۰/۰۱ تا ۰/۰۵ گزارش شد (Kargar Borzi, 2018). وراثت‌پذیری مادری در این سن بزرگتر از وزن تولد به دست آمد که نشان دهنده اثر ژنتیک مادری بر این صفت در سنین پایین‌تر است. در تمام تحقیقات مشابه بررسی شده مقدار وراثت‌پذیری مادری برآورد شده در سن سه ماهگی

کوچکتر از تحقیق حاضر بود. به عنوان مثال مقدار این وراثت‌پذیری در نژادهای لری‌بختیاری، مهربان، ماکویی، ایران‌بلک و کرمانی به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۱۵، ۰/۰۸، ۰/۲ و ۰/۱۴ بود (Maraveni *et al*., 2018; Ghafouri-Kesbi and Abbasi, 2019; Latifi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018).

واریانس اثر کروموزوم وابسته به جنس (σ_S^2) برای صفت وزن شش ماهگی مشابه با وزن سه ماهگی (۰/۰۰۱) و کمتر از مقدار متناظر برای وزن تولد، نه و ۱۲ ماهگی برآورد شد. وراثت‌پذیری مستقیم آتورزومی برای این صفت ۰/۴۱ برآورد شد که بیشتر از برآوردهای گزارش شده برای گوسفندان نژادهای لری‌بختیاری (۰/۱۶)، ماکویی (۰/۲۱)، ایران‌بلک (۰/۲۲)، کرمانی (۰/۳۳) بود (Maraveni *et al*., 2018; Ghafouri-Kesbi and Abbasi, 2019; Latifi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018). در این سن وراثت‌پذیری مادری (۰/۳۲) کمتر از وزن تولد و سه ماهگی بود. این مقدار در مقایسه با نتایج سایر محققین بزرگتر بود. به عنوان مثال برای نژادهای زندی، لری‌بختیاری، ماکویی و کرمانی به ترتیب ۰/۰۷، ۰/۰۴، ۰/۰۶ و ۰/۰۸ گزارش شده است (Mohammadi and Latifi, 2020; Maraveni et al., 2018; Ghafouri-Kesbi and Abbasi, 2019; Kargar Borzi, 2018). مقدار وراثت‌پذیری کروموزوم وابسته به جنس در این وزن مشابه وزن سه ماهگی (۰/۰۰) و همچنین مشابه برآوردهای مشاهده شده برای نژادهای زندی و ماکویی بود (Mohammadi and Latifi, 2020; Ghafouri-Kesbi and Abbasi, 2019). در برخی دیگر از نژادها مقدار این پارامتر بالاتر از نتیجه تحقیق حاضر گزارش شده است (Maraveni *et al*., 2018; Latifi *et al*., 2017; Mohammadi *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018).

مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم آتورزومی، وابسته به جنس و مادری برای صفت وزن نه ماهگی به ترتیب ۰/۴۹، ۰/۰۷ و ۰/۳۲ به دست آمد. مشابه صفات قبلی که اشاره شد، در این صفت نیز مقدار وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی بیشتر از نژادهای کرمانی (۰/۰۵)، ایران‌بلک (۰/۳)، بز مرخز (۰/۲)، زندی (۰/۱۵) و لری‌بختیاری (۰/۲۲) بود (Maraveni *et al*., 2018; Mohammadi and Latifi, 2020; Kargar Borzi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018; Zamani and Almasi, 2017). وراثت‌پذیری کروموزم جنسی خیلی کمتر از سایر تحقیق‌ها برآورد شد. به عنوان مثال در نژادهای زندی، لری‌بختیاری، ایران‌بلک و کرمانی مقدار این پارامتر به ترتیب ۰/۰۲، ۰/۰۹ و ۰/۰۱ گزارش شده است (Mohammadi and Latifi, 2020; Maraveni *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018). وراثت‌پذیری مادری در تحقیق حاضر کمتر از سایر سنین و مشابه وزن ۶ ماهگی بود. در تحقیقات مشابه که علاوه اثر مادری اثر کروموزم وابسته به جنس نیز برآورد شده بود، مقدار وراثت‌پذیری مادری خیلی کوچکتر از تحقیق حاضر و بین ۰/۰۲ تا ۰/۰۷ گزارش شده است (Mohammadi and Latifi, 2020; Maraveni *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018).

واریانس اثر افزایشی و وراثت‌پذیری متناظر آن برای سن یک‌سالگی به ترتیب ۲۶/۱ و ۰/۵۶ برآورد شد که بالاترین مقدار واریانس و وراثت‌پذیری در بین صفات وزن مورد بررسی هست. تقریباً در سایر نژادها نیز همین روند دیده شد که از هنگام تولد

تا یک‌سالگی مقدار وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی افزایش نشان داد. مثلا در نژاد زندی پس از آنالیز با مدل‌های حیوانی مختلف مقدار این پارامتر ۰/۱۵ تا ۰/۱۸ به دست آمد (Mohammadi and Latifi, 2020)، در نژادهای بز مرخز، گوسفند لری‌بختیاری، ایران بلک و کرمانی نیز مقادیر ۰/۲۱، ۰/۲۳، ۰/۳۳ و ۰/۲۳ گزارش شده است (Maraveni *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018; Zamani and Almasi, 2017). واریانس اثر کروموزم جنسی و وراثت‌پذیری متناظر آن برای این صفت ۰/۲۱ و ۰/۰۰۵ به دست آمد. این پارامتر ژنتیکی در سایر پژوهش‌ها مقادیر ۰/۰۳، ۰/۰۲، ۰/۲، ۰/۰۴ و ۰/۰۷ به ترتیب در نژادهای زندی، کرمانی، ایران بلک، لری‌بختیاری و بز مرخز گزارش شد که همگی بالاتر از مقدار برآورد شده در پژوهش حاضر بودند (Mohammadi and Latifi, 2020; Maraveni *et al*., 2018; Kargar Borzi, 2018; Mohammadi *et al*., 2018; Zamani and Almasi, 2017). وراثت‌پذیری مادری در سن یک‌سالگی ۰/۳۶ برآورد شد که خیلی بالاتر از مقادیر برآورد شده در سایر نژادها (بین ۰/۰۳ تا ۰/۰۵) بود (Mohammadi and Latifi, 2020; Maraveni *et al*., 2018; Zamani and Almasi, 2017).

نتیجه‌گیری نهایی

در دو صفت وزن تولد و سه ماهگی وراثت‌پذیری مادری بیشتر از وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی بود (۰/۳۴ و ۰/۳۸ در مقابل ۰/۱۶ و ۰/۳۴). وراثت‌پذیری مادری در سنین مختلف روند خاصی نداشت اما به‌طور کلی در در سنین ابتدایی بیشتر از سن‌های بالاتر بود و در مقابل وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی از تولد تا یک‌سالگی روند افزایشی داشت. برآوردهای فراسنجه‌های ژنتیکی صفات مرتبط با رشد بسته به گونه، نژاد، جمعیت و حتی بازه زمانی مطالعه، متفاوت هستند. با این حال، در بیشتر پژوهش‌ها به افزایش وراثت‌پذیری مستقیم و کاهش وراثت‌پذیری مادری وزن بدن در سنین بالاتر گزارش شده است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که بخش شایان توجهی از تنوع صفات مرتبط با رشد گوسفند مربوط به اثر مادری است که با افزایش سن اثر آن روی بره کمتر می‌شود. وراثت‌پذیری کروموزوم وابسته به جنس در تمام سنین صفر یا نزدیک به صفر بود. با این حال در سنین بالاتر کمی افزایش نشان داد که نشان‌دهنده نداشتن تأثیر شایان توجه اثر افزایشی ژن‌های وابسته به جنس بر وزن بدن در سن‌های آغازین و تأثیر محدود آنها بر وزن بدن در سنین نه و ۱۲ماهگی در نژاد بلوچی است. این مسأله نشان می‌دهد که اثر ژن‌های وابسته به جنس بر صفات وزن بدن در این نژاد قابل چشم‌پوشی است و اثر ژنتیک افزایشی نزدیک به صفر دارند. می‌توان علت ناچیز بودن وراثت‌پذیری وابسته به جنس در صفات مرتبط با رشد را، نقش ناچیز و نزدیک به صفر اثرات افزایشی ژن‌های وابسته به جنس دانست.

جدول ۴) اجزاء واریانس و پارامترهای ژنتیکی برآورد شده توسط بهترین مدل برای صفات رشد گوسفند بلوچی

Table 4. variance components ad genetic parameters of growth traits of Baluchi sheep estimated by the best model

σ_p^2	h_s^2	h_m^2	h_a^2	r_{am}	σ_{am}	σ_e^2	σ_m^2	σ_s^2	σ_a^2	وزن
0.59 ± 0.01	0.004 ±0.007	0.34 ±0.02	0.16 ± 0.02	-0.26 ± 0.06	-0.037±0.01	± 0.009 0.32	0.2 ± 0.01	0.002 ± 0.003	± 0.01 0.095	Birth weight
± 0.47 27.85	0.00 ± 0.008	0.38 ± 0.02	0.34 ± 0.03	-0.76 ± 0.03	-7.7 ± 0.75	± 0.59 15.24	10.59 ± 0.7	0.0001 ± 0.22	9.71 ± 1.03	3 month weight
33.7 ± 0.62	0.00 ± 0.008	0.32 ± 0.02	0.41 ± 0.04	-0.72 ±0.034	-8.9 ± 0.98	± 0.81 17.78	10.9 ± 0.88	0.0001 ± 0.25	14.06 ± 1.4	6 month weight
34.9 ± 0.65	0.007 ± 0.01	0.32 ± 0.02	0.49 ± 0.03	-0.77 ± 0.02	-10.7 ± 0.96	16.9 ± 0.7	11.29 ±0.87	0.25 ± 0.35	17.1 ± 1.4	9 month weight
46.3 ± 0.8	0.005 ± 0.01	0.36 ± 0.02	0.56 ± 0.03	-17.2 ± 1.27	-17.2 ± 1.27	20.37 ± 1	16.9 ± 1.19	0.21 ± 0.44	26.1 ± 1.82	yearling weight

σ_a^2، σ_s^2، σ_m^2، σ_p^2 و σ_e^2 به ترتیب واریانس‌های مستقیم آتوزومال، وابسته به جنس، ژنتیک مادری، فنوتیپی و باقیمانده؛ σ_{am} و r_{am} به ترتیب کوواریانس و همبستگی مستقیم آتوزومال- ژنتیک مادری، h_a^2، h_m^2، h_s^2 به ترتیب وراثت‌پذیری مستقیم آتوزومی، ژنتیک مادری و وابسته به جنس.

σ_a^2، σ_s^2، σ_m^2، σ_p^2 و σ_e^2 autosomal direct genetic, sex linked, maternal genetic, phenotypic and residual variances respectively; σ_{am} و r_{am} direct autosomal and maternal genetic covariance and correlation respectively; h_a^2 ، h_m^2، h_s^2 direct autosomal, maternal genetic and sex linked heritability respectively

جدا از اثر نمونه‌گیری مندلی می‌توان نقش پدر و مادر در تعیین ارزش اصلاحی وزن‌های سه و شش ماهگی را یکسان در نظر گرفت. در حالی‌که با بالاتر بودن وراثت‌پذیری وابسته به جنس برآورد شده برای وزن‌های بدن در هنگام تولد، نه ماهگی و یک سالگی می‌توان نقشی را برای اثر ژنتیکی افزایشی وابسته به جنس در وزن‌های بدن در این سنین در نظر گرفت. به عبارت دیگر می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که احتمال دارد نقش پدر و مادر در تعیین ارزش اصلاحی وزن بدن در هنگام تولد، نه و ۱۲ ماهگی یکسان نباشد. یعنی ممکن است نقش پدر و مادر در ارزش اصلاحی دختران یکسان بوده در حالی که مادران نقش بیشتری در تعیین ارزش اصلاحی پسران (چون تنها یک کروموزم X دارند و آن را از مادر به ارث می‌برند) داشته باشند. هرچند، نتیجه‌گیری قطعی درباره‌ی این موضوع نیازمند انجام پژوهش‌های بیشتر در آینده است. به‌طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که منظور نمودن اثرات ژنتیکی کروموزوم‌های جنسی می تواند سبب افزایش صحت برآورد مؤلفه های کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی برای صفات مذکور شود. اگرچه سهم واریانس اثرات وابسته به جنس در صفات رشد بررسی شده در این نژاد کوچک بود اما برای بعضی از صفات در نظر گرفتن این اثرات باعث بهبود مدل شد. بنابراین پیشنهاد می‌شود برای تجزیه و تحلیل ژنتیکی صفات رشد در گوسفند، مدل حیوانی به کار برده شود که قادر به جداسازی واریانس ژنتیکی افزایشی کل به سه جزء آتوزومال، وابسته به جنس و مادری باشد تا بتواند در انتخاب ژنتیکی به طور مؤثرتری عمل کند.

فهرست منابع

Ahmed, A., Egwu, G. O., Garba, H. S. & Magaji, A. A. (2010). Studies on risk factors of mortality in lambs in Sokoto, Nigeria. Nigerian Veterinary Journal *31 (1).*

Boligon, A. A., Mercadante, M. E. Z., Lôbo, R. B., Baldi, F. & Albuquerque, L. G. D. (2012). Random regression analyses using B-spline functions to model growth of Nellore cattle. Animal 6(2): 212-220 .

Boujenane, I. & Diallo, I.T. (2017). Estimates of genetic parameters and genetic trends for pre weaning growth traits in Sardi sheep. Small Ruminant Research 146: 61–68.

Charismiadou, M. A., Bizelis, J. A. & Rogdakis, E. (2000). Metabolic changes during the perinatal period in dairy sheep in relation to level of nutrition and breed. I. Late pregnancy. Journal of Animal Physiology and Animal Nutrition 84(3-4–4): 61-72 .

Di, J., Zhang, Y., Tian, K.-C., Liu, J.-F., Xu, X.-M., Zhang, Y.-J. & Zhang, T.-H. (2011). Estimation of (co) variance components and genetic parameters for growth and wool traits of Chinese superfine merino sheep with the use of a multi-trait animal model. Livestock Science 138(1-3): 278-288 .

Dwyer, C. M. (2008). The welfare of the neonatal lamb. *Small Ruminant Research*, 76(1-2), 31-41 .

Eskandarinasab, M., Ghafouri-Kesbi, F. & Abbasi, M. A. (2010). Different models for evaluation of growth traits and Kleiber ratio in an experimental flock of Iranian fat-tailed Afshari sheep. Journal of Animal Breeding and Genetics 127(1): 26-33 .

Fernando, R. L. & Grossman, M. (1990). Genetic evaluation with autosomal and X-chromosomal inheritance. Theoretical and applied genetics 80: 75-80 .

Gamasaee, V. A., Hafezian, S. H., Ahmadi, A., Baneh, H., Farhadi, A., & Mohamadi, A. (2010). Estimation of genetic parameters for body weight at different ages in Mehraban sheep. African Journal of Biotechnology 9(32): 5218-5223 .

Ghafouri-Kesbi, F. & Abbasi, M. A. (2019). Autosomal and X-linked additive genetic effects on body weight, body measurements and efficiency-related traits in sheep. Small Ruminant Research 180: 21-26 .

Ghafouri-Kesbi, F. & Notter, D. R. (2016). Sex influence on genetic expressions of early growth in Afshari lambs. Archives Animal Breeding 59(1): 9-17 .

Gholizadeh, M. & Ghafouri-Kesbi, F. (2015). Estimation of genetic parameters for growth-related traits and evaluating the results of a 27-year selection program in Baluchi sheep. Small Ruminant Research 130: 8-14 .

Hatcher, S., Atkins, K. D. & Safari, E. (2010). Lamb survival in Australian Merino sheep: a genetic analysis. Journal of animal science 88(10): 3198-3205 .

Hossein-Zadeh, N. & Ardalan, M. (2010). Comparison of different models for the estimation of genetic parameters of body weight traits in Moghani sheep .Agricultural and Food Science 19(3): 207–213.

Husby ,A., Schielzeth, H., Forstmeier, W., Gustafsson, L. & Qvarnström, A. (2013). Sex chromosome linked genetic variance and the evolution of sexual dimorphism of quantitative traits. Evolution 67(3): 609-619 .

Jafaroghli, M., Rashidi, A., Mokhtari, M. S. & Shadparvar, A. A. (2010). (Co) Variance components and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. Small Ruminant Research 91(2-3): 170-177 .

Kargar Borzi, N. (2018). Estimation of autosomal and sex-linked heritabilities for some economic traits in Kermani sheep. Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) 124: 147- 158. (In Persian)

Lalit, Z. S., Dalal, D. S., Dahiya, S. P., Magotra, A. & Patil, C. S. (2016). Genetics of growth traits in sheep: A review. Int J Rec Res Life Sci 3: 12-18 .

Latifi, M. (2018). Genetic Analysis of Autosomal and Sexual Chromosomes of Pre-Weaning Traits in Mehraban Sheep. Iranian Journal of Animal Science Research 10 (3): 427-424. (In Persian).

Latifi, M., Almasi, M. & Enayati, B. (2017). Estimates of genetic parameters and genetic trends for pre weaning growth traits in Sardi sheep. Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) 120: 197-204. (In Persian)

Maraveni, M., Vatankhah, M. & Eydivandi, S. (2018). Phenotypic and genetic analysis of Lori-Bakhtiari lamb's weight at different ages for autosomal and sex-linked genetic effects. Iranian Journal of Applied Animal Science 8(1): 67-75.

Meyer, K. (2007). WOMBAT—A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by restricted maximum likelihood (REML). Journal of Zhejiang University Science B 8: 815-821 .

Mohammadi, A. & Latifi, M. (2020). Autosomal and sex-linked (co) variance components and genetic parameters for growth traits of Iranian Zandi sheep. Tropical Animal Health and Production 52: 1023-1032 .

Mohammadi, H., Moradi Shahrebabak, M., Vatankhah, M. & Moradi Shahrebabak, H. (2012). Direct and maternal (co) variance components, genetic parameters, and annual trends for growth traits of Makooei sheep in Iran. Tropical Animal Health and Production 45: 185-191 .

Mohammadi, Y., Ahmadpanah, A. & Khamisabadi, H. (2018). Genetic effects of autosomal and sex chromosomes for body weight traits in different ages of Iranian black sheep. Natural Conference on Agricultural Innovation, Animal Science and Veterinary. Tehran, Iran. (In Persian)

Mrode, R. A. (2014). *Linear models for the prediction of animal breeding values*. Cabi .

Rashidi, A., Mokhtari, M. S., Jahanshahi, A. S., & Abadi, M. R. M. (2008). Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. Small Ruminant Research 74(1-3): 165-171.

SAS Institute Inc. SAS User's Guide (2009): Version 9.2. SAS Institute Inc., Cary, NC.

Simeonov, M. S., Harmon, D. & Nedelkov, K. V. (2015). Non-genetic factors affecting birth weight in the lambs of Blackheads Pleven breed. J. Animal Science Advance 5(3): 1208-1217.

Zamani, P. and Almasi, M. (2017). Estimation of autosomal and sex-linked heritability for growth related traits in Markhoz breed of goats. Iranian Journal of Animal Science 48 (1): 109-117 (In Persian)